

Competição em Preços entre Corretores de Seguros de Automóveis

June 24, 2010

Abstract

O preço final em um contrato de seguro de automóvel não depende apenas da seguradora, mas também do corretor de seguros. Sendo assim, o corretor tem o poder de distorcer o mecanismo desenhado inicialmente pela seguradora. Adaptamos o modelo de Stahl (1989) ao mercado de seguros de automóveis com o objetivo de explicar o comportamento estratégico dos corretores. O modelo prevê que o valor esperado da taxa de comissão escolhida pelo corretor seja função decrescente do prêmio requerido pela seguradora. Testamos e corroboramos este resultado. Estimamos que elasticidade da taxa de comissão em relação ao prêmio fixado pela seguradora é negativa. Este resultado permite que as seguradoras antecipem o comportamento dos corretores e, com isso, sejam capazes de escolherem de modo mais preciso o prêmio final do contrato.

Palavras-chave: corretor de seguros, seguros de automóveis, taxas de comissão, competição em preços.

Classificação JEL: C1; D4; L1.

Price Competition Among Auto-Insurance Agents

June 24, 2010

Abstract

The final price of auto-insurance contracts depends not only the insurer but also the insurance agent. Thus, the insurance agent has the power to distort the mechanism originally designed by the insurer. We adapt the model of Stahl (1989) to auto-insurance market in order to explain the strategic behavior of insurance agents. The model predicts that the expected value of the brokerage rate chosen by the insurance agent is a decreasing function of the premium required by the insurer. We test and corroborate this result. We estimate a negative elasticity of the brokerage rate in relation to the premium fixed by the insurer. This finding allow insurers to anticipate the behavior of brokers and design more accurate contracts.

Keywords: Insurance agent, auto-insurance, brokerage fees, price competition.

JEL Classification: C1; D4; L1.

1 Introdução

O mercado de seguros de automóveis é composto por três agentes econômicos: a seguradora, o segurado e o corretor de seguros. O corretor de seguros é o intermediário legal entre a seguradora e o segurado. Cabe ao corretor apresentar ao segurado os diferentes contratos disponibilizados pelas seguradoras e garantir que seus termos sejam cumpridos por ambas as partes.

Embora o corretor seja determinante na relação entre seguradora e segurado, seu papel tem sido negligenciado pela teoria econômica. Tomemos como exemplo os modelos de seleção adversa, nos quais as seguradoras escolhem cuidadosamente uma combinação de prêmio e cobertura com o objetivo de melhorar a alocação do risco. Tais modelos pressupõem que as seguradoras sejam capazes de fixarem, sozinhas, o prêmio final do seguro. No entanto, o prêmio final pode variar bastante em função da taxa de comissão escolhida pelo corretor durante a venda do contrato. Sendo assim, o corretor tem o poder de distorcer os incentivos implícitos contidos no contrato inicial desenhado pela seguradora, gerando ineficiência na alocação do risco entre as partes. Isto posto, é fundamental compreendermos como os corretores competem entre si na escolha de suas taxas de comissão.

Nos dados brasileiros sobre o mercado de seguros de automóveis se observa um fato estilizado: a elevada dispersão nas taxas de comissão, mesmo quando diversos fatores observáveis são controlados. O objetivo deste artigo é compreender o processo gerador dessas taxas de comissão e seus principais determinantes. Para tal propomos uma versão do modelo de Stahl (1989) adaptada ao mercado de seguros de automóveis. Nele, segurados heterogêneos buscam sequencialmente pela menor taxa de comissão entre corretores homogêneos. A cada nova busca os segurados incorrem em um custo fixo de procura. O custo de procura é uma informação privada dos segurados. A presença de segurados com custo zero implica que o equilíbrio de Nash ocorra em estratégias mistas, gerando dispersão nas taxas de comissão tal como observado empiricamente.

A função distribuição das taxas de comissão em equilíbrio de Nash depende dos seguintes parâmetros: valor do custo de procura, proporção de segurados com custo zero de procura, número de corretores no mercado e prêmio da seguradora. Os três primeiros já foram bastante explorados no campo da organização industrial, no entanto, pouco se sabe sobre a influência que o prêmio da seguradora

exerce sobre as estratégias dos corretores e, conseqüentemente, sobre o prêmio final do seguro.

O modelo prevê ainda que, em equilíbrio, o valor esperado da taxa de comissão seja função decrescente do prêmio da seguradora. A intuição é que quanto maior o prêmio fixado pela seguradora, maior o benefício esperado do segurado em procurar uma nova oferta. Em função disso, os corretores passam a competir de forma mais agressiva, diminuindo o valor esperado de sua taxa de comissão.

Usando uma base de dados elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados) sobre o mercado de seguros de automóveis no Estado de São Paulo, regredimos a taxa de comissão em nível contra o logaritmo do prêmio fixado pela seguradora e obtivemos que para cada 1% de aumento no prêmio da seguradora, a taxa de comissão do corretor diminui 0,0426 pontos percentuais, em média. A principal implicação deste resultado é que caso a seguradora deseje aumentar o prêmio final em 1% (para melhorar a alocação do risco, por exemplo) terá que aumentar o prêmio mínimo requerido em mais de 1%.

Pode-se argumentar, no entanto, que a taxa de comissão não seja função linear de variações percentuais no prêmio mínimo. Então também regredimos a taxa de comissão em logaritmo e obtivemos que a elasticidade da taxa de comissão em relação ao prêmio fixado pela seguradora é igual a -0,1309. Na prática, estes resultados são extremamente úteis para as seguradoras, pois permitem que estas antecipem o comportamento dos corretores e minimizem a distorção do contrato.

O restante deste artigo se divide da seguinte maneira: na Seção 2 apresentamos um breve resumo da literatura sobre dispersão de preços. Na Seção 3 apresentamos um modelo para explicar como corretores competem em taxas de comissão. Na Seção 4, descrevemos a base de dados e apresentamos algumas estatísticas descritivas da amostra usada nos testes. Na Seção 5, testamos e verificamos a predição teórica de que a taxa média de comissão decresce com o prêmio estipulado pela seguradora. Na Seção 6, concluímos.

2 Literatura Sobre Dispersão de Preços

Dispersão de preços para bens homogêneos pode ser causada por diversos fatores, tais como custos heterogêneos das firmas, informação imperfeita e custos de procura (search costs). Nesta seção faremos uma breve revisão da literatura

sobre dispersão de preços.

Em artigo pioneiro, Stigler (1961) explica a existência de dispersão de preços propondo um modelo de search com informação imperfeita. Stigler (1961) argumenta que a dispersão de preços depende da intensidade de search por parte dos consumidores e que esta intensidade será maior quando o gasto com o bem representar uma elevada fração da renda, as compras forem freqüentes e o custo de search for baixo. A principal crítica feita a este trabalho é que a dispersão de preços é exógena ao comportamento das firmas, pois ignora a possibilidade das firmas anteciparem o comportamento dos consumidores e escolherem seus preços otimamente.

Ao levar em consideração o comportamento otimizador das firmas em um mercado com informação imperfeita e custos positivos de search, Diamond (1971) mostrou que o equilíbrio de Nash será único e tal que todas as firmas escolherão o preço de monopólio. Este resultado, conhecido como o "Paradoxo de Diamond", lançou o desafio teórico de explicar a descontinuidade entre o preço competitivo e o preço de monopólio em modelos de search.

No modelo proposto por Reinganum (1979) firmas com custos heterogêneos escolhem preços que são meros markups sobre seus custos, resultando assim em dispersão de preços. Outros artigos também assumem custos heterogêneos entre as firmas (ver MacMinn (1980), Carlson e McAfee (1983) e Benabou e Gertner (1993)) e derivam seus resultados de dispersão de preços assumindo que os consumidores possuem custo positivo de search e, além disso, não observam os custos das firmas.

No entanto, custo heterogêneo não é condição necessária para gerar dispersão de preços. Burdett e Judd (1983) foram pioneiros ao mostrar que dispersão de preços pode ocorrer mesmo na presença de firmas e consumidores homogêneos.

Stahl (1989) propõe um modelo com firmas homogêneas e consumidores heterogêneos. Em seu modelo de search sequencial há dois tipos diferentes de consumidores: os chamados "shoppers", com custo zero de procura, e os demais com custo positivo. As firmas não observam o tipo do consumidor. O equilíbrio é único e tal que a distribuição de preços depende da proporção de "shoppers" no mercado. Se todos os consumidores forem "shoppers", então a distribuição será degenerada no preço competitivo. Por outro lado, se todos os consumidores possuírem custo positivo de procura, então a distribuição será degenerada no preço

de monopólio. A distribuição muda suavemente de um extremo a outro em função da proporção de "shoppers", explicando assim o "Paradoxo de Diamond".

A literatura empírica recente tem estimado algumas estáticas comparativas previstas pelos modelos teóricos como forma de testar se a dispersão de preços observada é, de fato, consequência da existência de search nos mercados. Sorensen (2000), por exemplo, estuda a dispersão de preços no mercado de remédios e obtém que a intensidade de search é maior em caso de medicamentos de uso continuado. Neste caso, o maior empenho de procura no presente será compensado por um preço mais baixo no decorrer do tempo.

Outra questão empírica relevante diz respeito ao número de vendedores em um mercado ("seller density"). Utilizando dados sobre o mercado de revenda de gasolina em quatro regiões diferentes dos Estados Unidos, Barron et al. (2004) estimaram que o nível de preços e sua dispersão decrescem em função do número de vendedores no mercado. Este resultado, no entanto, é contestado por Chandra e Tappata (2009) que obtiveram que a dispersão de preços aumenta em função do número de revendedores de gasolina.

Dahlby e West (1986) estudaram a dispersão de preços existente no mercado de seguros de automóveis. Em particular os autores encontraram que a variância nos prêmios de seguro decresce com o número de companhias seguradoras no mercado e concluíram que este resultado depende fundamentalmente da existência de custos de search entre os segurados.

A literatura empírica sobre dispersão de preços entre corretores de seguros é bastante escassa. Pretendemos com o presente artigo tentar reduzir esta lacuna.

3 Modelo

Esta seção apresenta uma versão do modelo de Stahl (1989) adaptada ao mercado de seguros de automóveis. Em particular, condicionamos as estratégias dos corretores ao prêmio requerido pela seguradora e derivamos um resultado testável sobre o valor esperado das taxas de comissão dos corretores.

Considere uma economia povoada por seguradoras, corretores e segurados, em que todos vivem um único período. As seguradoras desenham contratos de seguro escolhendo uma cobertura e um prêmio. Como nosso objetivo é estudar a relação entre o corretor e o segurado, assumiremos que haja um único contrato

no mercado, com cobertura fixada e prêmio requerido pela seguradora igual a $P > 0$.

Nesta economia há $N \geq 2$ corretores idênticos. Por simplicidade, assumimos que o papel do corretor seja simplesmente vender contratos. Como forma de remuneração pela venda, cada corretor escolhe uma taxa de comissão $\alpha \in \mathbb{R}$ sobre o prêmio P . Assim, a receita do corretor será αP caso o contrato seja vendido e o prêmio total pago pelo segurado será $(1 + \alpha)P$. Assumimos que não há restrição de oferta e que o custo marginal por atender um segurado seja zero.

Os segurados desejam comprar contratos e, para tal, buscam seqüencialmente pela melhor oferta entre os corretores. Os segurados são heterogêneos. O vetor $x \in \mathbb{R}^J$ descreve as características observáveis de cada segurado. Procurar uma nova oferta entre os corretores é uma atividade custosa para o segurado. Uma fração $\mu_x \in [0, 1]$ dos segurados possui custo zero de procura, enquanto os $(1 - \mu_x)$ restantes incorrem em um custo fixo $c_x > 0$. Assumimos que a primeira visita seja grátis e que, a qualquer momento, o segurado possa voltar atrás e resgatar uma proposta passada.

Como veremos adiante, a presença de segurados com custo zero de procura implica que o equilíbrio de Nash, caso exista, se dará em estratégias mistas. Assim sendo, seja Δ o espaço de funções distribuição em \mathbb{R} , nosso objetivo é encontrar uma distribuição $F_x(\alpha) \in \Delta$ que caracteriza um equilíbrio de Nash.

Começaremos analisando o problema dos segurados. Ao visitar um corretor e receber uma proposta de prêmio $(1 + \alpha)P$, o segurado pode aceitá-la ou procurar uma nova oferta - incorrendo em seu custo de procura. Assim sendo, o benefício líquido esperado pelo segurado em procurar um novo corretor será

$$H_x(\alpha) \equiv P \int_{b_x}^{\alpha} (\alpha - \tilde{\alpha}) dF_x(\tilde{\alpha}) - c_x \quad (1)$$

sendo b_x o limite inferior do suporte de $F_x(\alpha)$. Integrando (1) por partes, obtemos

$$H_x(\alpha) \equiv P \int_{b_x}^{\alpha} F_x(\tilde{\alpha}) d\tilde{\alpha} - c_x \quad (2)$$

Assumimos que o segurado seja neutro ao risco na busca por novas ofertas. Então, procurar uma nova oferta será vantajoso caso $H_x(\alpha) > 0$.

Definição 1: Chamaremos de taxa de comissão reserva, r_x , a taxa pertencente ao suporte de $F_x(\alpha)$ que faz $H_x(r_x) = 0$.

Uma vez que $H_x(\alpha)$ é estritamente crescente em α , caso exista, r_x será única. Declaramos, então, a regra de decisão ótima entre os segurados: Aqueles com custo $c_x > 0$ devem procurar um novo corretor enquanto a menor taxa de comissão observada for maior que r_x . Segurados com custo $c_x = 0$ devem visitar todos os corretores e escolher a menor taxa de comissão observada.

Agora, passaremos a estudar o problema dos corretores. Procederemos da seguinte maneira: (i) dada uma taxa de comissão reserva exógena r_x , encontraremos um equilíbrio de Nash condicional $F_x(\alpha|r_x)$; (ii) Esta distribuição produzirá alguma comissão reserva r_x^* , e; (iii) O equilíbrio estará definido se $r_x = r_x^*$.

Lema 1: Seja $F_x(\alpha|r_x)$ um equilíbrio de Nash condicional e $B(r_x)$ o limite superior de seu suporte, então $B(r_x) = r_x$.

Demonstração. Suponha $B(r_x) < r_x$, neste caso cobrar $\alpha = B(r_x) + \varepsilon$ domina estritamente $B(r_x)$ uma vez que o corretor não perde qualquer venda e ainda aumenta seu lucro esperado. Suponha $B(r_x) > r_x$, neste caso cobrar $\alpha = r_x$ domina estritamente $B(r_x)$ uma vez que o corretor sempre realizará a venda para os segurados com custo positivo. \square

O Lema 1 implica que, em equilíbrio, todos os segurados com custo de procura $c_x > 0$ aceitarão a primeira taxa de comissão que observarem. Apenas os segurados com custo $c_x = 0$ realmente farão pesquisa de preços.

Ao receber a visita de um segurado e sortear uma taxa de comissão α , o lucro esperado do corretor será

$$E_x[\pi(\alpha)] \equiv \left\{ \mu_x [1 - F_x(\alpha|r_x)]^{N-1} + (1 - \mu_x) \right\} \alpha P \quad (3)$$

Definição 2: Uma distribuição $F_x(\alpha|r_x) \in \Delta$ será um equilíbrio de Nash condicional se

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] \geq E_{F'_x}[\pi(\alpha)], \forall F'_x \in \Delta \quad (4)$$

Lema 2: Uma distribuição $F_x(\alpha|r_x) \in \Delta$ será um equilíbrio de Nash condicional se existir $\bar{\pi}_x$ tal que

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] = \bar{\pi}_x, \forall \alpha \in \text{supp } F_x \quad (5)$$

$$E_{F_x}[\pi(\alpha)] \leq \bar{\pi}_x, \forall \alpha \notin \text{supp } F_x \quad (6)$$

Demonstração. Suponha que as condições (5) e (6) sejam válidas mas que F_x não seja um equilíbrio de Nash como definido em (4). Então deve existir $F' \in \Delta$ tal que $E_{F'}[\pi(\alpha)] > E_{F_x}[\pi(\alpha)]$. Sendo assim, existem estratégias em $\mathbb{R} \setminus \text{supp } F_x$ com massa positiva sob F' que geram payoff esperado maior do que $\bar{\pi}_x$, o que contradiz (6). \square

Seja $\bar{\pi}_x = (1 - \mu_x)r_x P$. Então, usando o Lema 2 obtemos

$$F_x(\alpha|r_x) = 1 - \left[\left(\frac{1 - \mu_x}{\mu_x} \right) \left(\frac{r_x}{\alpha} - 1 \right) \right]^{\frac{1}{N-1}} \quad (7)$$

para todo $\alpha \leq r_x$. É fácil ver que $F_x(\alpha|r_x)$ é estritamente crescente em α e $F_x(r_x|r_x) = 1$. Seja $b(r_x)$ o limite inferior do suporte de $F_x(\alpha|r_x)$. Então, $F_x(b(r_x)|r_x) = 0$ implica em

$$b(r_x) = (1 - \mu_x)r_x \quad (8)$$

Derivando a equação (7) com respeito a α obtemos sua função densidade, dada por

$$f_x(\alpha|r_x) = \left(\frac{r_x(1 - \mu_x)}{\alpha^2 \mu_x (N - 1)} \right) \left[\left(\frac{1 - \mu_x}{\mu_x} \right) \left(\frac{r_x}{\alpha} \right) \right]^{-\left(\frac{N-2}{N-1}\right)} \quad (9)$$

que é não-negativa em seu suporte.

Para que a caracterização do equilíbrio esteja completa, resta apenas encontrar r_x^* que satisfaça

$$H_x(r_x^*) \equiv P \int_{b(r_x^*)}^{r_x^*} F_x(\alpha|r_x^*) d\alpha - c_x = 0 \quad (10)$$

Lema 3: $\frac{\partial H_x(r_x)}{\partial r_x} > 0$ para todo r_x .

Demonstração.

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_x(r_x)}{\partial r_x} &= P \left[1 + \int_{b(r_x)}^{r_x} \frac{\partial F_x(\alpha|r_x)}{\partial r_x} d\alpha \right] \\ &= P \left[1 - \int_{b(r_x)}^{r_x} \frac{\alpha}{r_x} f_x(\alpha|r_x) d\alpha \right] > 0 \end{aligned}$$

□

O Lema 3 garante que caso exista uma raiz que solucione (10), esta será única. Então, definimos a taxa de comissão reserva coerente com o equilíbrio de Nash como

$$r_x \equiv \begin{cases} r_x^*, & \text{se } H_x(r_x^*) = 0 \\ +\infty, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (11)$$

A taxa de comissão reserva definida em (11) gera uma única função distribuição definida em (7) que, por sua vez, reproduz a mesma taxa de comissão reserva - temos então um equilíbrio de Nash. É importante salientar que o equilíbrio será função dos parâmetros do modelo: μ_x, c_x, N e P .

Uma vez determinado o equilíbrio do modelo, nosso objetivo agora é verificar como o prêmio P fixado pela seguradora afeta a decisão estratégica do corretor através da função distribuição de equilíbrio $F(\alpha|\mu_x, c_x, N, P)$.

Lema 4: Em equilíbrio, o valor esperado das taxas de comissão decresce com o prêmio fixado pela seguradora.

Demonstração. A condição (10) e o Lema 3 implicam $\frac{dr_x}{dP} < 0$. Isto significa que os limites superior e inferior do suporte de F decrescem com P . Adicionalmente, de (7) temos que $\frac{\partial F_x}{\partial P} = \frac{\partial F_x}{\partial r_x} \frac{\partial r_x}{\partial P} > 0$. Este resultado implica que a função distribuição F se desloca para cima quando P aumenta, ou seja, os corretores sorteiam taxas de comissão menores com maior probabilidade. Portanto, quando o prêmio P aumenta, a função distribuição das taxas de comissão se desloca para cima e os limites de seu suporte diminuem. Estes dois resultados combinados implicam que o valor esperado da taxa de comissão decresce em função do prêmio. \square

A intuição do Lema 4 é a seguinte: quanto maior o prêmio fixado pela seguradora, maior o benefício líquido do segurado em procurar uma nova oferta. Em função disso, os corretores passam a competir de forma mais agressiva, sorteando taxas de comissão menores. Testaremos este resultado na Seção 5.

4 Base de Dados

A base de dados usada neste trabalho foi elaborada pela SUSEP (Superintendência de Seguros Privados), autarquia responsável pela regulação do mercado de seguros no Brasil. Semestralmente a SUSEP colhe informações sobre a população dos contratos de seguros de automóveis vigentes no mercado brasileiro. Para cada contrato, há informações sobre coberturas, prêmios, sinistros, características do segurado e do veículo. Trata-se de uma base de dados muito completa e ainda pouco explorada academicamente.

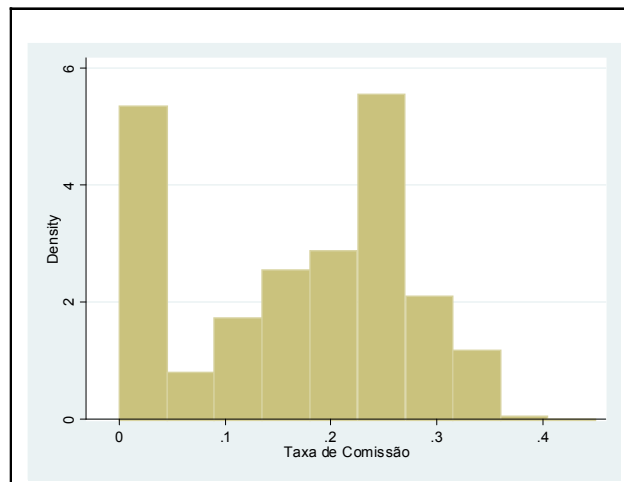
A amostra analisada neste trabalho constitui um corte transversal de contratos de seguros de automóveis vigentes no Estado de São Paulo durante o primeiro semestre de 2003. Restringimos nossa análise a contratos individuais, com cobertura abrangente e automóveis populares com até um ano de uso. Nossa amostra contém 64.075 observações.

A Tabela 1 descreve todas as variáveis que serão usadas nos testes da próxima seção.

Tabela 1. Descrição das Variáveis

Variável	Descrição
Taxa de Comissão	Taxa de comissão escolhida pelo corretor ao negociar o contrato. A taxa de comissão vezes o prêmio da seguradora determina a remuneração do corretor.
Prêmio da Seguradora	Prêmio recebido pela seguradora. Igual ao prêmio total pago pelo segurado menos a remuneração do corretor.
Concorrência	Variável definida pela razão entre o número de corretores e o número de contratos por município.
Tipo de Franquia	Variável binária. Igual a 1 para contratos com franquias reduzidas, e 0 para contratos com franquias normais.
Sexo	Variável binária. Igual a 1 para segurados do sexo masculino, e 0 para segurados do sexo feminino.
Idade	Idade do motorista, em anos.
Importância Segurada	Valor da importância segurada do veículo. A importância segurada representa o limite máximo de indenização em caso.
Classe de Bônus	Classe de bônus do segurado. A cada ano que o segurado passa sem declarar sinistro aumenta-se uma classe de bônus. Quanto maior a classe de bônus, maior o desconto (bônus) concedido pela seguradora sobre o prêmio do seguro.
Modelo do Veículo	Indica o modelo do veículo. São eles: Gol, Celta, Corsa, Uno, Pálio, Fiesta, Ka, e Clio. Todos com motor 1.0.

A Figura 1 apresenta o histograma das taxas de comissão na amostra. A média amostral das taxas de comissão é 0,16, com desvio-padrão igual a 0,11. Nota-se que há grande dispersão nas taxas de comissão¹.

Figura 1. Histograma das Taxas de Comissão

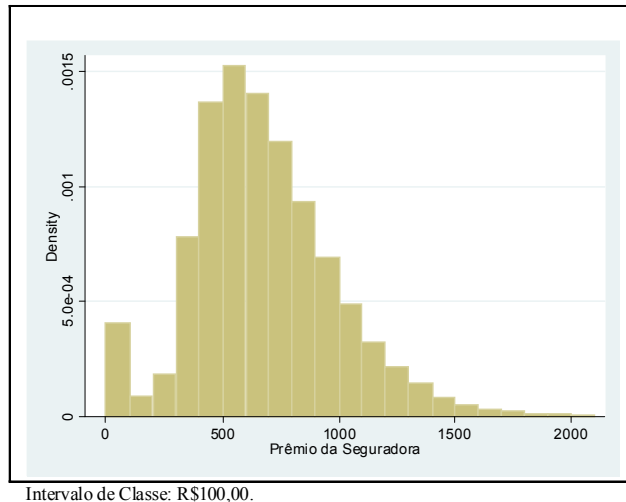
Intervalo de Classe: 5%.

¹Observou-se este mesmo perfil de dispersão em diferentes subamostras.

Um fato intrigante é a grande quantidade de contratos vendidos com taxa zero de comissão. Aurichio e Braido (2010) propõe um modelo dinâmico de competição em preços no qual o segurado incorre em custo caso decida trocar de corretor ("switching cost "). Este fenômeno confere uma vantagem ao corretor principal, o que leva os demais a competirem de forma mais agressiva (zerando suas taxas de comissão, por exemplo) para extrair excedente no período seguinte como corretor principal.

A Figura 2 apresenta o histograma dos prêmios recebidos pelas seguradoras. O prêmio médio na amostra é R\$682, com desvio-padrão igual a R\$315.

Figura 2. Histograma dos Prêmios das Seguradoras (em reais)



Utilizando dados da FENACOR (Federação Nacional dos Corretores de Seguros) identificamos o número de corretores ativos em cada município do Estado de São Paulo. A variável "concorrência" foi construída fazendo a razão entre o número de corretores ativos e o número de contratos em cada município. Esta variável indica o número médio de corretores por contrato e será usada nos testes como proxy de concorrência. Em média, há 0,26 corretores por contrato (ou 4 contratos por corretor), com desvio-padrão igual a 0,14.

Na amostra estudada 22% dos contratos possuem franquia reduzida, 53% dos segurados são do sexo masculino e a idade média é 42 anos. O valor médio da importância segurada é R\$18.624,00 e 58% dos contratos não possuem bônus

(classe 0). Por fim, os veículos mais freqüentes na amostra são Gol (23%), Pálio (23%) e Celta (17%).

5 Testes

O Lema 4 prevê que o valor esperado das taxas de comissão deve decrescer com o prêmio fixado pela seguradora. Para testar esta previsão regredimos a taxa de comissão (em nível e logaritmo) contra o prêmio fixado pela seguradora (em logaritmo). Utilizando a amostra em corte transversal descrita na Seção 4 estimamos por mínimos quadrados ordinários as seguintes funções de regressão populacional:

$$E[\alpha | \ln P, \mathbf{X}] = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \mathbf{X} \quad (12)$$

$$E[\ln \alpha | \ln P, \mathbf{X}] = \delta_0 + \delta_1 \ln P + \delta_2 \mathbf{X} \quad (13)$$

A variável α , tal como no modelo teórico, representa a taxa de comissão escolhida pelo corretor. A variável explicativa $\ln P$ representa o logaritmo do prêmio da seguradora e o vetor \mathbf{X} representa um conjunto de variáveis de controle - concorrência, tipo de franquia, sexo, idade, importância segurada, classe de bônus e modelo do veículo - descritas na Tabela 1

As estimativas da regressão (12) e (13) são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2. Regressões da Taxa de Comissão em Nível e Logaritmo

Variáveis Explicativas	Em nível Coeficientes	Em logaritmo Coeficientes
Logaritmo do Prêmio ($\ln P$)	-0,0426* (0,0007)	-0,1309* (0,0044)
Concorrência	0,0076* (0,0029)	0,1634* (0,0208)
Tipo de Franquia	-0,0077* (0,0010)	-0,0415* (0,0070)
Sexo	-0,0123* (0,0008)	-0,0086 (0,0061)
Idade	3,50e-05* (1,06e-06)	0,0001* (5,24e-06)
Importância Segurada	0,0565* (0,0028)	0,2486* (0,0197)
DBônus1	0,0302* (0,0018)	0,0314** (0,0127)
DBônus2	0,0321* (0,0017)	0,0257** (0,0136)
DBônus3	0,0256* (0,0018)	0,0594* (0,0122)
DBônus4	0,0252* (0,0018)	0,0450* (0,0117)
DBônus5	0,0237* (0,0012)	0,0841* (0,0075)
DBônus6	0,0328* (0,0019)	0,0003 (0,0142)
DBônus7	0,0227* (0,0020)	-0,0234 (0,0146)
DBônus8	0,0199* (0,0132)	-0,2410 (0,1445)
Modelo do Veículo	8 dummies	8 dummies
<i>Tamanho da Amostra</i>	<i>64.075</i>	<i>49.849</i>
<i>R² Ajustado</i>	<i>9,96%</i>	<i>3,00%</i>

* Significante a 1%, ** Significante a 5%; Erros-padrão robustos. Regressão inclui o termo constante.

A regressão da taxa de comissão em nível indica que a cada 1% de aumento no prêmio mínimo fixado pela seguradora a taxa de comissão do corretor diminui 0,0426 pontos percentuais, em média. Vale lembrar que o prêmio final a ser pago pelo segurado é dado por $(1 + \alpha)P$, portanto caso a seguradora aumente o

prêmio mínimo em 1% então o prêmio final pago pelo segurado aumentará, em média, menos do que 1% (o aumento do prêmio final seria igual a 1% somente se a taxa de comissão permanecesse constante). No entanto, pode-se argumentar que a taxa de comissão não seja função linear de variações percentuais no prêmio mínimo. Por este motivo, estimamos também a regressão da taxa de comissão em logaritmo² para obter a elasticidade da taxa de comissão do corretor em relação ao prêmio mínimo fixado pela seguradora. A estimativa sugere que a cada 1% de aumento no prêmio mínimo a taxa de comissão diminui 0,1309%, em média. Vale lembrar que a receita total do corretor é αP e, portanto, deve aumentar em função de aumentos no prêmio mínimo.

Os coeficientes negativos para o logaritmo do prêmio corroboram a previsão do Lema 4. De fato, prêmios mínimos mais elevados aumentam o benefício esperado do segurado em procurar novas ofertas, o que reduz a taxa de comissão reserva do segurado e leva os corretores a competirem de forma mais agressiva ao reduzir suas taxas de comissão. Sendo assim, o aumento no prêmio mínimo não é repassado integralmente aos segurados.

Ao desenhar um contrato de seguro de automóvel a seguradora escolhe uma combinação ótima de cobertura e prêmio. Para cada nível de cobertura há um prêmio ótimo correspondente. Se a seguradora não tiver controle sobre o prêmio final, então o mecanismo de auto-seleção (desenhado para separar os segurados em diferentes níveis de risco) será potencialmente distorcido pelo corretor. Por este motivo, é de fundamental importância para as seguradoras conhecer o comportamento do corretor.

As estimativas para a variável concorrência apontam um resultado intrigante: quanto maior o número de corretores (como proporção dos contratos) nos municípios, maior a taxa média de comissão. Este resultado aparentemente contraintuitivo pode ser consequência de fatores que estão além do escopo deste trabalho, tais como barreiras de entrada, concentração de mercado e concorrência predatória em municípios paulistas com poucos habitantes.

Tanto na regressão em nível quanto em logaritmo, os coeficientes estimados para o tipo de franquia indicam que, *coeteris paribus*, segurados que contratam franquia reduzida pagam, em média, taxas de comissão menores. Sabe-se que

²Nesta regressão a amostra é menor por conta das observações perdidas ao tirar o logaritmo quando a taxa de comissão é zero.

franquias reduzidas implicam maiores coberturas e maiores prêmios, sendo assim este resultado está indiretamente alinhado com a previsão do Lema 4. Pode-se argumentar, no entanto, que a escolha do tipo de franquia esteja correlacionada com a riqueza (não observável) do segurado e, portanto, os coeficientes do tipo de franquia (e talvez todos os demais) seriam viesados e inconsistentes. Para minimizar tais problemas utilizamos o valor do veículo (importância segurada) como *proxy* da riqueza do segurado.

Em ambas as regressões se nota que o valor esperado da taxa de comissão aumenta em função da classe de bônus. Por exemplo, na regressão em nível, a estimativa do coeficiente de DBônus1 indica que se o segurado passar da classe 0 para a classe 1 de bônus (recebendo com isso um desconto de 10% sobre o prêmio fixado) a taxa de comissão escolhida pelo corretor deve aumentar, em média, 0,302 pontos percentuais. Este resultado também está indiretamente alinhado com a previsão do Lema 4.

Os R^2 ajustados indicam que as variáveis observáveis pelo corretor explicam apenas 9,98% e 3,00% da variação nas taxas de comissão nas regressões em nível e logaritmo, respectivamente. Os R^2 pequenos sugerem que outras variáveis, além daquelas observáveis e utilizadas nas regressões, são responsáveis pela maior parte da variação nas taxas de comissão. Este resultado sugere que a maior parte da dispersão nas taxas de comissão esteja relacionada a fatores não observáveis, tais como o custo heterogêneo de search dos segurados previsto na Seção 3.

6 Conclusão

Motivamos este artigo argumentando que o prêmio final em um contrato de seguro de automóvel não depende apenas da seguradora, mas também do corretor. Este fato implica que o corretor tem o poder de distorcer o mecanismo de incentivos desenhado pela seguradora alterando a alocação de risco pretendida inicialmente pela seguradora. Portanto, para que as seguradoras consigam desenhar contratos mais precisos é fundamental que se compreenda como os corretores de seguros competem entre si na escolha de suas taxas de comissão. Para tal, adaptamos o modelo de Stahl (1989) ao mercado de seguros de automóveis. Neste modelo, o equilíbrio de Nash ocorre em estratégias mistas, resultado este que se alinha com a dispersão empírica observada nas taxas de comissão no mercado

brasileiro. O modelo prevê que, em equilíbrio, o valor esperado da taxa de comissão seja função decrescente do prêmio da seguradora. Usando uma base de dados elaborada pela SUSEP testamos e corroboramos esta previsão. Mais especificamente, obtivemos que para cada 1% de aumento no prêmio da seguradora, a taxa de comissão do corretor diminui 0,0426 pontos percentuais, em média. Também obtivemos que a elasticidade da taxa de comissão em relação ao prêmio fixado pela seguradora é igual a -0,1309. Estes resultados são extremamente úteis na prática, pois permitem que as seguradoras antecipem o comportamento dos corretores e, conseqüentemente, sejam capazes de escolherem de modo mais preciso o prêmio final do contrato.

References

- [1] Arnott, R. e Stiglitz, J. (1988). The Basic Analytics of Moral Hazard. *Scandinavian Journal of Economics*, 90(3), 383-413.
- [2] Aurichio, B. C. e Braido, L. H. B. (2010). Dynamic Price Competition in Auto-Insurance Brokerage. Tese de Doutorado, Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE-FGV), Capítulo 1, 2-33.
- [3] Barron, J. M., Taylor, B. A. e Umbeck, J. R. (2004). Number of sellers, average prices, and price dispersion. *International Journal of Industrial Organization*, 22(8-9), 1041-1066.
- [4] Benabou, R., e Gertner, R. (1993). Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 69-93.
- [5] Burdett, K., e Judd, K. L. (1983). Equilibrium Price Dispersion. *Econometrica*, 51(4), 955-970.
- [6] Carlson, J. A., e McAfee, R. P. (1983). Discrete Equilibrium Price Dispersion. *The Journal of Political Economy*, 91(3), 480-493.
- [7] Chandra, A. e Tappata, M. (2009). Consumer Search and Dynamic Price Dispersion. An Application to Gasoline Markets. *Mimeo*.

- [8] Chiappori, P.A., Julien, B., Salanié, B. e Salanié, F. (2006). Asymmetric Information in Insurance: General Testable Implications. *RAND Journal of Economics*, 37(4), 783-798.
- [9] Dahlby, B., e West, D. S. (1986). Price Dispersion in an Automobile Insurance Market. *The Journal of Political Economy*, 94(2), 418-438.
- [10] Diamond, P. A. (1971). A model of price adjustment. *Journal of Economic Theory*, 3(2), 156-168.
- [11] MacMinn, R. D. (1980). Search and Market Equilibrium. *The Journal of Political Economy*, 88(2), 308-327.
- [12] Reinganum, J. F. (1979). A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion. *The Journal of Political Economy*, 87(4), 851-858.
- [13] Rothschild, M. e Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 629-49.
- [14] Sorensen, A. T. (2000). Equilibrium Price Dispersion in Retail Markets for Prescription Drugs. *Journal of Political Economy*, 108(4), 833-850.
- [15] Stahl, Dale O. (1989). Olipolistic pricing with sequential consumer search. *American Economic Review*, 79(4), 700-712.
- [16] Stigler, G. (1961). The economics of information. *Journal of Political Economy*, 69, 213-225.